Archive of SID

بررسی همبستگی شرطی میان بازارهای ارز،طلا، مسکن، سهام و نفت در اقتصاد ایران

محمدرضا سزاوار [*]
علیرضا خزائی [**]
مجتبی اسلامیان [***]

چکیده

هدف مطالعه حاضر استفاده از روش همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH) برای بررسی ساختار همبستگی در داده‌های فصلی بازدهی‌های نرخ ارز، شاخص قیمت بازار سهام، قیمت طلا، قیمت نفت و قیمت مسکن (شاخص اجاره بها) طی دوره زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۵ است. نتایج حاصل که با استفاده از نرم‌افزار OXMetrix به دست آمده‌اند، دلالت بر وجود همبستگی شرطی بالا میان بازدهی ارز و طلا دارد و کمترین همبستگی شرطی میان بازدهی مسکن و ارز مشاهده می‌شود. علاوه بر آن، با بررسی نمودار همبستگی شرطی میان بازدهی دارایی‌ها، تغییر در روند همبستگی شرطی ناشی از تحولات جهانی به چشم می‌خورد، که نشان از تأثیرپذیری اقتصاد ایران از تحولات جهان دارد.

واژه‌های کلیدی: *همبستگی شرطی، بازارهای دارایی، بازدهی دارایی‌ها*
طبقه‌بندی JEL: G11-G01-G32

---

* دانشجوی دکترای اقتصاد، گرایش اقتصاد پولی، دانشگاه شهید بهشتی (نویسنده مسئول)
mr.sezavar@yahoo.com
** دانشجوی دکترای اقتصاد، گرایش اقتصاد پولی، دانشگاه شهید بهشتی kh.alireza@hotmail.com
*** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، گرایش توسعه و برنامه ریزی، دانشگاه تهران
m.eslamiyan@ut.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۸/۰۴/۲۶ **تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۹/۰۹**
***فصلنامه راهبرد اقتصادی*، سال هشتم، شماره بیست‌ونهم، تابستان ۱۳۹۸، صص ۶۰-۳۷**

www.SID.ir

Archive of SID

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

بازارهای طلا، سهام، مسکن و ارز در ایران به عنوان بدیل‌های سرمایه‌گذاری شناخته می‌شوند و از سوی دیگر بازار نفت با تأثیرگذاری مستقیم و غیرمستقیم می‌تواند موجب ایجاد نوسانات در بازار دارایی‌های مختلف شود. شواهد تجربی نشان داده‌اند که بازارها از یکدیگر جدا نیستند و حرکت‌های آن‌ها در یک فضای جدا از یکدیگر صورت نمی‌گیرد. لذا آگاهی از روابط میان دارایی‌ها به منظور اتخاذ تصمیمات مناسب توسط سرمایه‌گذاران ضروری به نظر می‌رسد.

نرخ ارز، فاکتور مهمی برای سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی به شمار می‌رود. طلا کالایی است که می‌تواند قدرت خرید را نسبت به تورم حفظ کند، از این‌رو وسیله‌ای مناسب جهت سرمایه‌گذاری و حفظ قدرت خرید است. مسکن از نظر اقتصادی و اجتماعی یکی از مشکلات جامعه تلقی می‌گردد و نوسان قیمت آن می‌تواند توانایی بخشی از جامعه را جهت خانه‌دار شدن با مشکلاتی مواجه کرده و بازار سهام محلی برای جمع‌آوری نقدینگی جامعه در جهت هدایت سرمایه‌ها به سمت تولید و فعالیت‌های مولد اقتصادی است. بنابراین درک ارتباط میان این بازارها از اهمیت خاصی برخوردار است. هدف این پژوهش بررسی رابطه میان قیمت نفت، طلا، ارز، مسکن و سهام در ایران است که با شناخت آن می‌توان بینش روشنی در مورد تحلیل و پیش‌بینی تحولات بازدهی دارایی‌ها و استفاده از آن برای اتخاذ استراتژی مناسب سرمایه‌گذاری به دست آورد. در ادامه با مرور دلایل تئوریک که بتواند ارتباط میان این شاخص‌ها را توضیح دهد، بحث را آغاز کرده و سپس به بررسی برخی کارهای تجربی که در این زمینه انجام گرفته است،

www.SID.ir

Archive of SID

پرداخته خواهد شد. در قسمت نتایج تجربی به معرفی متغیرهای مورد استفاده و سپس بررسی همبستگی شرطی و در نهایت تحلیل نتایج به دست آمده پرداخته می‌شود. در انتها با توجه به نتایج استخراج شده، نتایج این مقاله ارائه می‌شود.

۱. مبانی نظری

در قالب یک تحلیل اقتصاد کلان می‌توان بیان داشت، نگاه به نفت و طلا به دو صورت است. اول نگاه مصرفی و دوم نگاه سرمایه‌ای (مالی) کاهش قیمت نفت در نگاه مصرفی در دیدگاه اقتصاد کلان باعث کاهش قیمت عوامل تولید (انرژی) شده و محرک طرف عرضه اقتصاد می‌شود. این موضوع باعث کاهش قیمت‌ها و رشد و بهبود اقتصاد کشور می‌شود. این امر در میان‌مدت و بلندمدت باعث تمایل به سمت دارایی‌های مولد مانند سهام، املاک، دارایی‌های مالی و افزایش دارایی‌های مالی نقد (پول و ارز) می‌شود که در میان مدت باعث رشد نرخ بهره در کشور خواهد شد. از سوی دیگر نگاه سرمایه‌ای به این دو کالا نشان می‌دهد در شرایط بهبود اقتصادی (فروکش کردن بحران‌های اقتصادی) یا کاهش قیمت انتظاری این دو سرمایه مالی، تمایل به سرمایه‌گذاری و نگاهداری این دو دارایی به علت بهبود دارایی‌های مولد دیگر یا عدم بازده این دو دارایی مالی، کاهش یافته و قیمت این دو با هم کاهش می‌یابد. طلا و نفت دارای عوامل تأثیرگذار مشترکی هستند که این امر موجب می‌شود قیمت این دو کالای حیاتی در اکثر موارد هم جهت با یکدیگر حرکت کند. اما هیچگونه رابطه مستقیمی میان قیمت نفت و قیمت طلا وجود ندارد. بالا رفتن قیمت نفت موجب افزایش هزینه‌ها و در نتیجه افزایش تورم خواهد شد. در چنین شرایطی سرمایه‌گذاران تمایل دارند تا سرمایه خود را به چیزی تبدیل نمایند که از ثبات بیشتری برخوردار بوده و تا حدی نیز بتواند تورم را جبران نماید. بازار نفت یکی از مهم‌ترین بازارهای جهانی به شمار می‌آید که معمولاً در رابطه با دیگر بازارها (از جمله بازار ارز) نقش دوگانه‌ای ایفا می‌کند، به طوری که در بعضی زمان‌ها متأثر از تحولات دلار و در بعضی زمان‌ها مؤثر بر تحولات بوده است. مسائل سیاسی، تعادل عرضه و تقاضا، معرفی انرژی‌های جایگزین، بازارهای مالی و غیره از جمله عوامل متعدد تأثیرگذار بر

www.SID.ir

Archive of SID

قیمت نفت هستند. یکی از مسائلی که تحت تأثیر قیمت نفت قرار دارد، نرخ ارز است. نرخ ارز به عنوان یکی از شاخص‌های اقتصادی همواره تحت تأثیر مستقیم نوسانات نفتی قرار می‌گیرد، در ایران بیشترین نوسانات نرخ ارز مربوط به تکانه‌های نفتی است. این موضوع آسیب‌پذیری اقتصاد ایران را در مقابل تغییرات قیمت نفت نشان می‌دهد، آسیبی که بخش زیادی از آن به نقش انفعالی سیاست‌های ارزی باز می‌گردد. علت اصلی این نوسانات سیاست‌های مختلف ارزی است که در ایران اتخاذ می‌شود. کاهش قیمت نفت در گذشته موجب شده ارزش پول داخلی به دلیل سیاست‌های ارزی اشتباه در کوتاه‌مدت افزایش یابد. این موضوع حکایت از مقاومت سیاست‌گذاران در افزایش نرخ حقیقی ارز به هنگام کاهش درآمد ارزی دارد. تغییرات قیمت طلا نیز تأثیرات زیادی بر بازارهای مالی به ویژه دلار دارد. کارشناسان اعتقاد دارند طلا کالایی است که هدف از خرید آن در حوزه سرمایه‌گذاری از یک جهت دریافت سود سرمایه‌ای ناشی از افزایش قیمت آن به عنوان یک کالا می‌باشد و ریسک بازار را برای سرمایه‌گذاری پوشش می‌دهد و از سوی دیگر تغییرات نرخ ارز را در خود پوشش داده و سرمایه‌گذار به این صورت با سرمایه‌گذاری در طلا، خود را در مقابل نوسانات ارزش پول کشور پوشش می‌دهد. با توجه به نقش طلا به عنوان ابزاری برای تنوع و مدیریت ریسک، از بسیاری از دارایی‌ها از جمله نفت بر اساس بازده تعدیل شده بر حسب ریسک در سالی که ابهام و نوسانات بسیار بوده، بهتر عمل کرده است. در ایران به رقم افزایش موقت نوسانات که تمامی بازارهای مالی را تحت تأثیر قرار داد، طلا از تعداد زیادی از دارایی‌ها بهتر عمل نمود و نقش پایه‌ای خود را در ترکیب سبد دارایی سرمایه‌گذاری‌ها قوت بخشید. طلا در زمان نیاز سرمایه‌گذاران از خاصیت نقدشوندگی بالایی برخوردار است و وسیله ای برای مدیریت ریسک محسوب می‌شود. همچنین این کالا وسیله‌ای برای پوشش نوسانات نرخ ارز به خصوص دلار آمریکا بوده است. بر این اساس، انتظار می‌رود مشارکت کنندگان در بازار طلا، در بخش‌های مختلف آن (از جمله سرمایه‌گذاری، فعالیت‌های بانک مرکزی، جواهر آلات و مصارف فنی)، میزان تقاضای خود از طلا را حفظ کنند. (نوروزی،

www.SID.ir

۱۳۹۰)

در خصوص ارتباط قیمت طلا و ارز با شاخص قیمت مسکن دو سناریو قابل ذکر است.

در سناریو اول که «رکود مجدد» نام دارد از جذابیت بازار مسکن به خاطر مهاجرت سرمایه‌ها به بازارهای پر سود طلا و دلار کاسته خواهد شد و در نتیجه روند رشد معاملات مسکن به تدریج تغییر مسیر خواهد داد. در صورت وقوع این سناریو، افت خریدهای سرمایه ای در بازار مسکن می‌تواند بلافاصله روی قیمت مسکن تأثیر گذاشته و نرخ‌ها را کاهش دهد. گروهی دیگر از اقتصاددانان با رد سناریوی اول، پیش‌بینی می‌کنند روند معاملات از ناحیه نوسانات نرخ ارز و طلا آسیب (مثبت یا منفی) نخواهد دید. در این سناریو کاهش دوباره قیمت مسکن منتفی خواهد بود و در بهترین حالت، ثبات ارزش معاملات ملکی اتفاق خواهد افتاد. برخی کارشناسان و اقتصاددانان عقیده دارند به دلیل آن که انگیزه‌های سوداگری در بازار مسکن وجود ندارد و نقدینگی مازاد نیز در این بازار نیست، لذا تحریک تقاضای مسکن قابل طرح نیست و نمی‌تواند رخ دهد. در بخش مسکن بحث‌های بورس بازی نیز از بین رفته است، بنابراین در صورت افزایش خریداران طلا و دلار لزوماً خریداران ملک مسکونی کاهش نخواهد یافت. (فتاحی و همکاران، ۱۳۹۱)

یکی از دلایل اصلی افزایش قیمت مسکن را باید در افزایش درآمدهای نفتی جستجو کرد. اکثر اقتصاددانان بر این موضوع اتفاق نظر دارند که به دلیل تأثیر درآمدهای نفتی بر تقاضای کالاهای مختلف ازجمله مسکن یکی از آثار سوء افزایش این درآمدها، رشد قیمت مسکن است. هر چند دلایل زیادی برای این افزایش مطرح شده اما در کنار آن‌ها می‌توان به دلیل ناشی از افزایش درآمدهای نفتی اشاره نمود. اقتصاددانان در بیان رابطه افزایش درآمدهای نفتی با افزایش قیمت مسکن معتقدند که تزریق درآمدهای نفتی به اقتصاد ملی موجب افزایش تقاضای کل می‌شود. عکس العمل بازار به این افزایش تقاضای کل برحسب نوع کالا متفاوت است. به طور کلی می‌توان آن را به دو دسته کالاهای قابل مبادله و

www.SID.ir

Archive of SID

کالاهای غیرقابل مبادله تقسیم کرد. به عبارت دیگر فرض بر این است که با افزایش درآمدهای نفتی تقاضا در جامعه افزایش می‌یابد. افزایش تقاضای کالاهای قابل معامله را می‌توان با واردات جبران کرد و از افزایش قیمت آن‌ها جلوگیری نمود، اما امکان معامله برخی کالاها وجود ندارد که نمونه بارز آن‌ها مسکن است. در اثر افزایش تقاضا برای مسکن (که البته همه آن تقاضای واقعی نیست و بخشی از آن می‌تواند تقاضای سفته بازی باشد) با توجه به این که امکان مبادله بین‌المللی این کالا وجود ندارد، در عمل شاهد افزایش قیمت آن در بازار خواهیم بود. در نهایت درباره رابطه نفت و بازار مسکن می‌توان گفت «کمبود کالاهای قابل مبادله، با افزایش واردات جبران می‌شود، بنابراین قیمت کالاهای قابل مبادله ثابت می‌ماند یا تغییر چشمگیری نخواهد داشت»، اما پاسخ کالاهای غیرقابل مبادله (به ویژه مسکن) به افزایش تقاضای کل، افزایش قیمت است، زیرا نمی‌توان با واردات، کمبود این نوع کالاها را جبران کرد. (ابراهیمی، ۱۳۹۰)

در ارتباط با بازار سهام نیز، ساختارهای انگیزشی و تغییرات در ریسک گریزی می‌تواند در انتقال شوک به این بازار اثرگذار باشد. بحران در یک بازار نوظهور ممکن است منجر به تحریک سرمایه‌گذاران جهت فروش سهام خود در سایر بازارهای نوظهور شود به طور مشابه افزایش در ریسک گریزی می‌تواند باعث شود تا سرمایه‌گذاران و دارایی‌هایی که وزن بیشتری در پورتفوی دارند را بفروشند تا بتوانند با دقت بیشتری معیارهای مورد نظر خود را تحت نظر داشته باشند. (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۶)

۲. مروری بر مطالعات انجام شده

در زمینه‌ی ادبیات مالی مطالعات تجربی گسترده‌ای انجام گرفته که به بررسی رفتار و ارتباط بین بازارهای مالی از جنبه‌های مختلف پرداخته‌اند. در خصوص تحقیقات داخلی و خارجی انجام گرفته در این زمینه می‌توان به موارد زیر اشاره کرد.

پازوکی و همکاران (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای با استفاده از تبدیل موجک، به بررسی میزان همبستگی نرخ ارزهای مختلف، قیمت نفت، قیمت طلا و شاخص

www.SID.ir

بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۳–۱۳۸۹ پرداخته‌اند، نتایج نشان می‌دهد که میزان هم‌بستگی‌های این متغیرها در بازه‌های زمانی مختلف متفاوت بوده و هم بستگی‌های معنی‌داری در بازه‌های زمانی مختلف وجود دارد. فلاحی و همکاران (۱۳۹۳)، در مقاله‌ای با استفاده از مدل DCC-GARCH، به بررسی ساختار همبستگی در داده‌های روزانه بازدهی‌های ارز، شاخص بازار سهام و قیمت سکه طلا در دوره‌ی زمانی ۱۳۹۰/۰۵/۰۱ تا ۱۳۹۲/۰۶/۳۱ پرداخته‌اند. نتایج برآورد آن‌ها نشان می‌دهد که همبستگی شرطی زیاد بین بازده‌ی ارز و سکه طلا و همچنین همبستگی شرطی کم بین بازده‌ی شاخص بازار سهام با ارز و سکه طلا وجود دارد. امیری و همکاران (۱۳۹۴)، هم بستگی در طول زمان بین دارایی‌های عمده از قبیل نفت، سکه و ارز را در ایران بررسی کرده اند. آن‌ها در بررسی خود با روش هم‌بستگی شرطی پویای گارچ (DCC-GARCH) با استفاده از داده‌های ماهانه‌ی قیمت نفت، سکه و نرخ ارز برای دوره‌ی فروردین ۱۳۷۰ تا اسفند ۱۳۸۹ به این نتیجه رسیده‌اند که همبستگی شرطی بین دارایی‌ها در طول زمان متغیر است و بحران مالی جهانی سبب تغییرات قابل توجهی در همبستگی‌های پویا بین دارایی‌های مختلف شده است.

«وانگ و همکاران»[1] (۲۰۱۰)، ارتباط قیمت سهام بورس اوراق بهادار با قیمت نفت، طلا و نرخ‌های ارز مختلف را در آلمان، ژاپن، تایوان، چین و آمریکا بررسی کرده‌اند. آن‌ها وجود یک ارتباط بلندمدت بین این متغیرها را تأیید می‌کنند. هرچند، ارتباط بلندمدت مشابه نمی‌تواند برای بازار سهام آمریکا نشان داده شود. «آکار»[2] (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ی خود به بررسی ارتباط بین بورس اوراق بهادار، طلا و بازه‌ی ارز ترکیه با استفاده از روش همبستگی پویای شرطی DCC-GARCH پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که همبستگی شرطی بین سرمایه‌گذاری‌ها در زمان مختلف وجود دارد و بحران سال ۲۰۰۱ نقطه‌ی عطف مهمی در ارتباطات پویا بین سرمایه‌گذاری‌های مختلف می‌باشد. «سینر و همکاران»[3] (۲۰۱۳)، در

1. Wang et al.
2. Akar.
3. Ciner et al.

www.SID.ir

Archive of SID

مقاله‌ای با عنوان «مانع و پناهگاه امن: بررسی سهام، اوراق قرضه، طلا، نفت و نرخ ارز»، به بررسی همبستگی شرطی در حالتی که متغیرها به عنوان مانعی در مقابل هم عمل کنند و بررسی همبستگی بین دارایی‌ها در مقابل حرکات شدید قیمتی با استفاده از رگرسیون چندک در بازه‌ی زمانی روزانه در دوره‌ی ۱۹۹۰-۲۰۱۰ در ایالات متحده آمریکا و انگلستان پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بازار اوراق قرضه به عنوان مانعی در مقابل بازار سهام است و به طور مشابه بازار طلا می‌تواند مانعی در برابر نوسانات نرخ ارز باشد و طلا به عنوان پناهگاه امنی عمل می‌کند. «آکگول و همکاران»[1] (۲۰۱۵)، به بررسی رابطه بین قیمت طلا و شاخص قیمت سهام S&P 500 با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ VAR بیزین و نیز اثر متغیرهای مالی و اقتصادی بر شاخص قیمت سهام در بازه‌ی زمانی ۱۹۸۶-۲۰۱۳ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که همه‌ی متغیرها در بلندمدت بر شاخص قیمت سهام S&P 500 تأثیر داشته‌اند و قیمت طلا دارای بالاترین تأثیر بر قیمت سهام در بلندمدت و کوتاه‌مدت است. در عین حال نوسانات قیمت نفت و طلا در کوتاه‌مدت بر بازار سهام S&P500 تأثیر ندارند. «گوگمن اوغلو و فضل الهی»[2] (۲۰۱۵)، همبستگی پویا بین جفت دارایی‌های مالی (طلا، نفت، سهام) را با استفاده از داده‌های روزانه ۱۹۸۷-۲۰۱۲ با به کارگیری روش موجک بررسی کرده اند. نتایج نشان می‌دهد که در افق سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها، ناهمگنی در همبستگی از ویژگی‌های غالب طی دوران رکود اقتصادی و آشفتگی مالی است که این ناهمگنی در همبستگی بین طلا و سهام آشکار می‌باشد، به نحوی که بعد از بحران ۲۰۰۸ همبستگی بین دارایی‌ها افزایش یافته و همگن‌تر شده است. «اوزتک و اوجال»[3] (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای به بررسی بحران مالی و ماهیت همبستگی بین بازارهای مالی و بازار کالا (در اینجا محصولات کشاورزی و فلزات گرانبها) پرداخته‌اند. نتایج بیانگر افزایش همبستگی بین بازار مالی و بازار کالا بوده است که نویسندگان آن را به بحران مالی اخیر نسبت داده‌اند. همچنین نتایج بیان‌گر این

1. Akgul et al.
2. Gokmenoglu&Fazlollahi.
3. Oztek and Ocal.

www.SID.ir

مسأله بوده است که نوسانات بازار نقش مهمی در ماهیت پویا در ارتباط با افزایش روند ایفا می‌کند. افزون بر این بر اساس نتایج این مطالعه، به نظر می‌رسد نوسانات بازار کالا در زمان بحران، منبع اصلی همبستگی بالا بین بازارها بوده است.

۳. معرفی مدل

روش‌های مختلفی توسط پژوهشگران برای بررسی ارتباط بین بازارهای مالی به کار گرفته شده که به طور عمده با استفاده از مدل‌های چند متغیره خودرگسیونی مشروط بر ناهمسانی واریانس (MGARCH[1]) صورت گرفته است. در ادامه به معرفی مختصر این مدل‌ها می‌پردازیم.

۳-۱. مدل‌های چندمتغیره خودرگرسیونی مشروط بر ناهمسانی واریانس

تغییر نوسان سری‌های زمانی مالی طی زمان به عنوان پدیده‌ای شناخته شده است. در اوایل دهه ۱۹۶۰ «ماندلبورت»[2] (۱۹۶۳) مشاهده کرد که الگوهای مشخصی در تغییرات نوسان سری‌های زمانی مالی وجود دارد، به صورتی که اغلب تغییرات بزرگ به دنبال تغییرات بزرگ و کوچک به دنبال تغییرات کوچک رخ می‌دهند. به دنبال این مطالعه، تحقیقات زیادی در خصوص این ویژگی سری‌های زمانی مالی صورت گرفت و نتایج حاکی از آن بود که نوسانات در برخی از دوره‌ها بیشتر و در برخی دیگر از دوره‌ها کمتر است. در ادبیات مالی از این پدیده به عنوان «نوسانات خوشه‌ای»[3] یاد می‌شود.

مدل‌های خودرگرسیونی مشروط بر ناهمسانی واریانس (ARCH) و خودرگرسیونی عمومی مشروط بر ناهمسانی واریانس (GARCH) برای برخورد با این مجموعه از داده‌ها طراحی شده‌اند. مدل ARCH در سال ۱۹۸۲، توسط «انگل»[4] پیشنهاد شد. این مدل اوزان موجود در محاسبه واریانس را به عنوان پارامترهایی مجهول در نظر گرفته است و به برآورد آن می‌پردازد و بنابراین، اجازه می‌دهد با

1. Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity(Mgarch)
2. Mandel bort.
3. Volatility Clustering
4. Engle

www.SID.ir

Archive of SID

توجه به داده‌ها، بهترین اوزان برای پیش بینی واریانس برآورد شود. (Engle, 1982)

مدل ARCH در سال ۱۹۸۶ توسط «بولرسف»[1] با نام GARCH تعمیم یافت. این مدل نیز میانگین موزون مجذور باقی مانده‌های دوره‌های قبلی است، اما دارای اوزانی بوده که پیوسته کاهش می‌یابد، اما هرگز صفر نمی شود. به علاوه، تصریح این مدل کم هزینه بوده و تخمین پارامترهای آن نسبتاً ساده است. (Bollerslev, 1986)

امروزه بین پژوهشگران اقتصادی و مالی این پدیده پذیرفته شده است که بی‌ثباتی‌های مالی بین دارایی‌های مختلف و همچنین بین بازارهای مختلف در طول زمان با یکدیگر حرکت می‌کنند. در حقیقت، می‌توان بیان کرد که تقریباً همه بازارها اعم از مالی و غیرمالی، داخلی و بین‌المللی به نوعی با یکدیگر مرتبط هستند. بورس سهام کشورهای مختلف دارای ارتباط و مناسبات مشترک هستند و این بورس‌ها خود به طور قابل توجهی از بازار اوراق قرضه تأثیر می‌پذیرند. (سزاوار و مقدم،۱۳۹۴) قیمت اوراق قرضه به میزان زیادی تحت تأثیر بازارهای کالا است و قیمت کالاها از جمله نفت و طلا به نوبه خود به روند دلار آمریکا بستگی دارند. در رابطه با چنین روابط مشاهده شده‌ای مدل‌های GARCH چند متغیره (Multivariate GARCH) معرفی شد که برای مطالعه ارتباط بین بی‌ثباتی‌های چندین بازار کاربرد مناسبی دارند.

برای توضیح مدل‌های MGARCH بردار فرآیند تصادفی (یا متغیرهای وابسته) $\{y_t\}$ با ابعاد $N \times 1$ را در نظر بگیرید. به طور معمول فرض می‌شود که امگا (که با Ω_{t-1} نشان داده می‌شود) به وسیله اطلاعات گذشته تا زمان t-1 ایجاد شده باشد. بردار پارامترها را با Θ مشخص می‌کنیم و می‌توانیم معادله (۱) را در نظر بگیریم:

$$y_t = \mu_t(\theta) + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن $\mu_t(\theta)$ بردار متغیرهای مستقل است و می‌تواند شامل وقفه‌های y_t نیز باشد. در اصطلاح $\mu_t(\theta)$ را بردار میانگین شرطی نیز می‌گویند و طبق معادله (۲) داریم:

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2}(\theta) z_t \qquad (۲)$$

1. Bollerslev

www.SID.ir

Archive of SID

H_t ماتریس واریانس – کوواریانس شرطی است و بنابراین، $H_t^{1/2}(\theta)z_t$ یک ماتریس معین مثبت با ابعاد N×N خواهد بود. همچنین فرض می‌شود که بردار تصادفی Z_t با ابعاد $N \times 1$ دارای گشتاورهای مرتبه اول و دوم زیر است:

$$E(Z_t) = 0 \quad , \quad Var(Z_t) = I_N$$

I_N ماتریس واحد از مرتبه N است. برای توضیح در مورد $H_t^{1/2}$ ماتریس کوواریانس شرطی y_t به صورت رابطه (۳) محاسبه می‌شود:

$$(۳) \quad Var\left(\frac{y_t}{\Omega_{t-1}}\right) = Var_{t-1}(y_t) = Var_{t-1}(\varepsilon_t)$$
$$= H_t^{1/2} Var_{t-1}(z_t)\left(H_t^{\acute{1}/2}\right)$$
$$= H_t$$

بنابراین، $H_t^{1/2}$ ماتریس معین N×N است، به نحوی که H_t ماتریس کوواریانس شرطی y_t باشد. هم H_t (ماتریس کوواریانس شرطی) و هم μ_t (میانگین شرطی) تابعی از بردار پارامتر ناشناخته Θ هستند. در اغلب موارد Θ به دو بخش مجزا تقسیم می‌شود، یک بخش برای μ_t و یک بخش برای H_t. باید توجه کرد که اگر چه پارامترهای GARCH، میانگین شرطی را تحت تأثیر قرار نمی دهد، با این حال، پارامترهای میانگین شرطی از طریق پسماندها در تصریح واریانس شرطی وارد می‌شود. بیشتر μ_t را به صورت تابعی از مقادیر گذشته از طریق نمایش خودرگرسیون میانگین متحرک برداری (VARMA[1]) برای سطح y_t تصریح می‌کنند.

مسأله عمده در تخمین مدل‌های MGARCH تعداد پارامترهای مدل است که باید برآورد شوند و همچنین اطمینان از مثبت معین بودن ماتریس کوواریانس شرطی H_t است. در یک تقسیم‌بندی کلی، سه رویکرد عمده برای ساخت مدل‌های MGARCH می‌توان در نظر گرفت که در جدول ۱، آمده است. (Bauwens et al., 2006)

1. Vectorial Autoregressive Moving Average(VARMA)

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۱. انواع مدل‌های قارچ چند متغیره (MARCH)

تعمیم مستقیم مدل‌های تک متغیره بولرسلف GARCH (۱۹۸۶)	ترکیب خطی مدل‌های تک متغیره GARCH	ترکیب غیرخطی مدل‌های تک متغیره GARCH
● VEC ● BEKK ● Factor Models ● Flexible MGARCH ● Flexible MGARCH ● Riskmetrics ● Full Factor GARCH Models	● Generalizad Orthogonal Models (O-GARCH.GO-GARCH) ● Latent Factor	● CCC(Constant Conditional Correlation Model) ● DCC (Dynamic Conditional Correlation Model) ● GDC (General Dynamic Covariance Model) ● Copula-Garch Model

منبع: باونز و همکاران، ۲۰۰۶

در ادامه، برای رعایت اختصار و متناسب با موضوع تحقیق به معرفی مدل‌های CCC، DCC (مدل‌های همبستگی شرطی، می‌پردازیم.

۳-۲. مدل‌های همبستگی شرطی

مدل‌های همبسستگی شرطی در واقع، به عنوان ترکیبات غیرخطی از مدل‌های GARCH تک متغیره هستند. این مدل‌ها اجازه می‌دهند که در یک سو، واریانس شرطی و در سوی دیگر، ماتریس همبستگی شرطی به صورت جداگانه تصریح شوند. ماتریس واریانس شرطی (H_t) این گروه از مدل‌ها از طریق فرآیند سلسله مراتبی تصریح می‌شود، به نحوی که نخست یک معادله میانگین که می‌تواند به صورت مدل ARMA باشد، برای هر سری بازدهی برآورد می‌شود تا از پسماندهای حاصل از آن (این پسماندها را در اصطلاح سری بازدهی با میانگین صفر و ماتریس کوورایانس H_t می‌نامند) یک مدل از نوع GARCH تک متغیره برای واریانس شرطی همه دارایی‌ها انتخاب و سپس، مبتنی بر واریانس شرطی مرحله اول، ماتریس همبستگی شرطی پویا مدل سازی می‌شود.

بولرسلف (۱۹۹۰)، یک گونه از مدل‌های MAGRCH را معرفی می‌کند که همبستگی‌های شرطی ثابت بوده (مدل CCC[1]) و بنابراین، کوواریانس‌های شرطی نسبتی از حاصل ضرب انحراف معیارهای شرطی متناظر است. این محدودیت تعداد پارامترهای ناشناخته را به شدت کاهش می‌دهد و بنابراین، تخمین آن ساده

1. Constant Conditional Correlation Model

www.SID.ir

Archive of SID

است. در مدل CCC ماتریس واریانس – کوواریانس شرطی به صورت رابطه (۴) تعریف می‌شود:

$$H_t = D_t R D_t = \left(\rho_{ij}\sqrt{h_{iit}h_{jjt}}\right) \quad (۴)$$

که در آن

$$D_t = diag\left(h_{1\,1\,t}^{1/2} \dots h_{N\,N\,t}^{1/2}\right)$$

D_tیک ماتریس قطری است که iامین مؤلفه روی قطر آن با انحراف معیار شرطی i امین دارایی (h_{iit}) متناظر است. h_{iit} می‌تواند به صورت هر مدل GARCH تک متغیره‌ای تعریف شود. نسخه اصلی مدل CCC دارای تصریح GARCH (۱،۱) برای هر واریانس شرطی در D_t است.

به عبارت دیگر رابطه (۵):

$$h_{iit} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i.t-1}^2 + \beta_i h_{ii.t-1} \quad i = 1. \dots . N \quad (۵)$$

$R = (\rho_{ij})$یک ماتریس معین مثبت متقارن با $\rho_{ii} = 1$ به ازای هر i است. R ماتریسی است که شامل همبستگی‌های شرطی ثابت ρ_{ij} است.

این مدل CCC شامل $\frac{N(N+1)}{2}$ پارامتر است. H_t معین مثبت خواهد بود اگر و تنها اگر تمام N واریانس شرطی مثبت و R معین مثبت باشد.

ثابت بودن همبستگی‌های شرطی ممکن است غیرواقعی به نظر برسد. «کریستودولاکس و ساشل»[1] (۲۰۰۲)، انگل (۲۰۰۲) و «سه و سویی»[2] (۲۰۰۲)، حالت تعمیم یافته مدل CCC را از طریق وابسته کردن ماتریس همبستگی شرطی به زمان پیشنهاد کرده‌اند. این مدل با عنوان مدل همبستگی شرطی پویا (DCC) شناخته می‌شود. این مدل مشکل اضافی دیگری نسبت به مدل CCC دارد؛ به این صورت که ماتریس همبستگی شرطی وابسته به زمان باید برای هر لحظه از زمان t معین مثبت باشد. در ادامه، برای رعایت اختصار تنها به معرفی مدل DCC[3] پیشنهاد شده توسط انگل (۲۰۰۲) می‌پردازیم.

در مدل DCC ارائه شده توسط انگل (۲۰۰۲) که به اختصار به صورت (۱،۱)

---

1. Christodoulakis and Satchell.
2. Tse and Tsui.
3. Dynamic Conditional Correlation Model

www.SID.ir

Archive of SID

DCC_E نشان داده می‌شود، ماتریس واریانس – کوواریانس شرطی (H_t) را می‌توان به صورت رابطه (۶) تجزیه کرد:

$$H_t = D_t R_t D_t \qquad (۶)$$

تعریف D_t مانند رابطه (۶) بوده و R_t ماتریس همبستگی متغیر طی زمان است.

$$R_t = diag\left(q_{11.t}^{-1/2} \dots q_{NN.t}^{-1/2}\right) Q_t diag\left(q_{11.t}^{-1/2} \dots q_{NN.t}^{-1/2}\right)$$

Q_tماتریس معین مثبت متقارن N×N است، به نحوی که

$$Q_t = (1-\propto -\beta)\bar{Q} + \alpha u_{t-1}\, u'_{t-1} + \beta Q_{t-1}$$

$u_{it} = \varepsilon_{it}/\sqrt{h_{iit}}$ بوده و $\bar{Q}$ ماتریس واریانس غیرشرطی u_t با ابعاد N×N است. α و β نیز پارامترهای اسکالر غیرمنفی هستند که شرط $\alpha+\beta<1$ را تأمین می‌کنند. محدودیت‌های بیان شده برای پارامترهای α و β تضمین می‌کند که Q_t معین مثبت باشد و این خود، شرط لازم و کافی برای معین مثبت بودن ماتریس R_t است. (Engle & Sheppard, 2001)

معرفی متغیرهای تحقیق

در تحقیق حاضر از داده‌های فصلی نرخ ارز غیر رسمی (نرخ دلار در بازار آزاد – ex)، قیمت طلا(gold)، شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX)، قیمت نفت (Oil) و شاخص قیمت مسکن (اجاره بها– Ph) استفاده شده است. بازده فصلی (درصد) متغیرهای مورد نظر را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$r_t = 100[\log y_t - \log y_{t-1}]$$

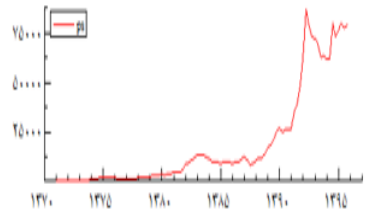
که در آن y_t قیمت (شاخص) در زمان t است. نمودارهای زیر، روند سری زمانی متغیرهای نرخ ارز، قیمت طلا و شاخص قیمت سهام، قیمت نفت و شاخص قیمت مسکن را نشان می‌دهند. چنانکه مشاهده می‌شود نرخ ارز و نفت و قیمت طلا تقریباً از روند مشابهی برخوردار بوده و همبستگی بالایی را نشان می‌دهند.

www.SID.ir

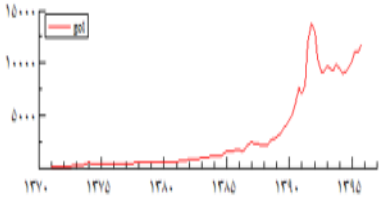
Archive of SID

نمودار ۱. روند فصلی متغیرها

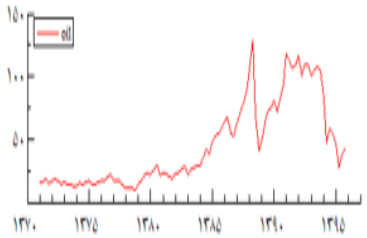
روند قیمت سهام به صورت فصلی



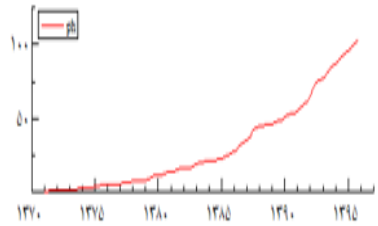
روند قیمت طلا به صورت فصلی



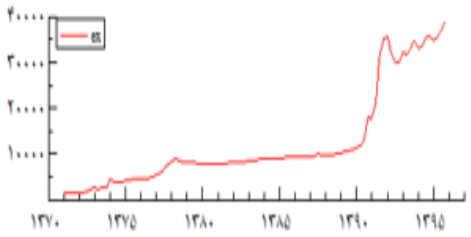
روند قیمت نفت به صورت فصلی



روند قیمت مسکن به صورت فصلی



روند قیمت ارز به صورت فصلی



منبع: یافته‌های پژوهش

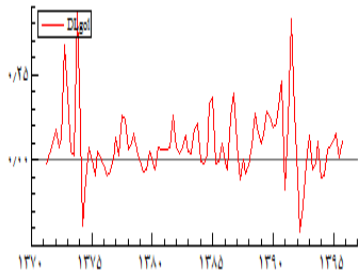
بررسی روند بازده متغیرهای فوق، بطور شهودی وجود پدیده نوسانات خوشه‌ای را در تمام سری‌ها نشان می‌دهد. چنین وضعیتی می‌تواند نشانه‌ای از وجود آثار ARCH در سری‌های مورد نظر باشد.

www.SID.ir

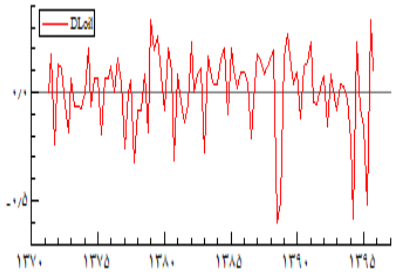
Archive of SID

نمودار ۲. روند بازده (درصد) فصلی متغیرها

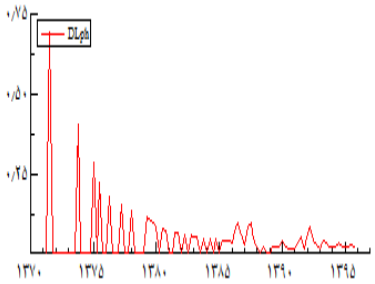
روند بازده متغیر قیمت طلا



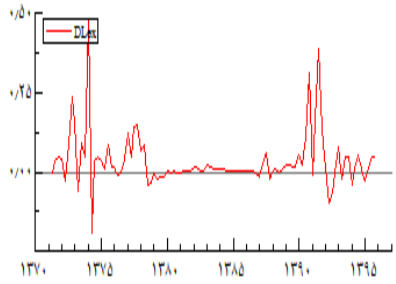
روند بازده قیمت نفت



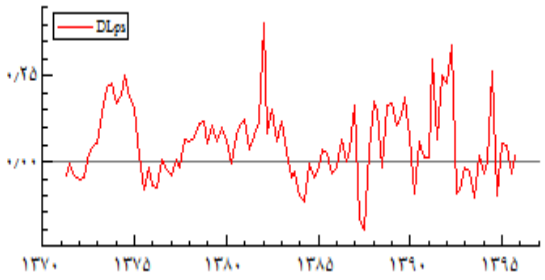
روند بازده قیمت مسکن



روند بازده قیمت ارز



روند بازده قیمت سهام



منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول دو، برخی از آماره‌های توصیفی مهم سری بازده فصلی متغیرها گـزارش شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲. آماره‌های توصیفی برای توزیع بازده فصلی متغیرها

آماره‌های توصیفی	Rtepix	Rgold	Rex	Roil	Rph
میانگین بازدهی فصلی	۰,۰۵۱	۰,۰۴۶	۰,۰۳	۰,۰۰۹	۰,۰۴۶
حداکثر	۰,۴	۰,۴۲	۰,۴۷	۰,۳۳	۰,۶۹
حداقل	−۰,۲	−۰,۲۱	−۰,۱۹	−۰,۶	۰
انحراف معیار	۰,۱۱	۰,۰۹۷	۰,۰۸	۰,۱۸	۰,۰۹
ضریب چولگی	۰,۵۸	۱,۱۹	۲,۵۵	−۱,۲۱	۴,۷۴
ضریب کشیدگی	۰,۴۸	۳,۸۵	۱۰,۲	۱,۹۶	۲۷,۸
آماره جاگ برا	۶,۶۴	۸۴,۹	۵۳۷,۹	۴۰,۷	۳۵۶۸,۶

منبع: یافته‌های پژوهش

بررسی ضریب چولگی و ضریب کشیدگی توزیع غیرشرطی بازدهی‌های مورد نظر حکایت از تفاوت توزیع سری‌ها از توزیع نرمال دارد. بر اساس مقادیر به دست آمده که در جدول دو نمایش داده شده‌اند، نوسانات دور از انتظار در بازده سری‌ها می‌تواند بیانگر بدبینی‌ها و خوش‌بینی‌های بیش از حدی باشد که سرمایه‌گذاران در بازارهای مختلف از خود نشان داده‌اند. جدول سه، ماتریس همبستگی غیرشرطی محاسبه شده برای سری بازدهی‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد. بر اساس این جدول بیشترین همبستگی غیرشرطی میان بازده نرخ ارز و قیمت سکه وجود دارد. در مقابل همبستگی غیرشرطی میان بازده قیمت سهام و قیمت مسکن بسیار اندک است. البته باید توجه داشت که این تحلیل بسیار ساده است و در تفسیر آن باید دقت کرد.

جدول ۳. همبستگی غیرشرطی بازدهی‌های فصلی متغیرها

همبستگی غیرشرطی	Rtepix	Rgold	Rex	Roil	Rph
Rtepix	۱,۰۰	۰,۰۷	۰,۰۴	۰,۰۱	−۰,۰۰۹
Rgold	۰,۰۷	۱,۰۰	۰,۶۵	−۰,۱۶	۰,۰۵
Rex	۰,۰۳	۰,۶۵	۱,۰۰	−۰,۰۷	−۰,۰۳
Roil	۰,۰۱	−۰,۱۶	−۰,۰۷	۱,۰۰	۰,۰۶
Rph	−۰,۰۰۹	۰,۰۵	−۰,۰۳	۰,۰۶	۱,۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۴. تجزیه و تحلیل همبستگی شرطی

آن گونه که در بخش مبانی نظری اشاره شده تخمین مدل‌های همبستگی شرطی در دو مرحله انجام می‌گیرد، به نحوی که نخست یک مدل از نوع GARCH برای واریانس شرطی انتخاب و سپس مبتنی بر واریانس شرطی مرحله اول، ماتریس

www.SID.ir

Archive of SID

همبستگی شرطی برآورد می‌شود. در اینجا برای معادله واریانس با توجه به اثر اهرمی و یا تأثیر نامتقارن اخبار و شوک‌های مثبت و منفی بر نوسانات، از مدل (1.1) EGARCH که این اثر نامتقارن را مدل‌سازی می‌کند استفاده کرده‌ایم. همچنین در تخمین معادله‌های میانگین و واریانس از توزیع t-student استفاده شد که رفتار دامنه بازده‌ها را بهتر از توزیع نرمال توصیف می‌کند. بدین منظور از نرم‌افزار OX Metrix به جهت سهولت استفاده از آن و کارایی بالای آن در مدل‌سازی متغیرهای مالی استفاده شد. نتایج در جداول چهار و پنج ارائه شده است.

جدول ٤. نتایج برآورد مدل CCC

همبستگی شرطی ثابت	Rtepix	Rgold	Rex	Roil	Rph
Rtepix	۱,۰۰				
Rgold	۰,۰۹۵	۱,۰۰			
Rex	−۰,۰۱۵	۰,۲۲۵	۱,۰۰		
Roil	−۰,۰۰۱	−۰,۱۹	−۰,۰۳۴	۱,۰۰	
Rph	−۰,۰۲۲	−۰,۱۷۱	−۰,۰۵۸	۰,۰۱۲	۱,۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج برآورد مدل CCC میان متغیرهای بازدهی سهام و بازدهی طلا، همچنین بازدهی طلا و بازدهی نرخ ارز و در نهایت بازدهی مسکن و بازدهی نفت همبستگی مثبت وجود دارد.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل DCC

همبستگی شرطی پویا	Rtepix	Rgold	Rex	Roil	Rph
Rtepix	۱,۰۰				
Rgold	۰,۰۵۷	1.00			
Rex	۰,۰۲۹−	۰,۲۵۸	1.00		
Roil	۰,۰۱۷−	۰,۲۲۶−	۰,۱۱۸−	1.00	
Rph	۰,۰۵۸−	۰,۱۳۱−	۰,۰۱۶−	۰,۰۲۴−	1.00

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج برآورد مدل DCC، میان متغیرهای بازدهی سهام و بازدهی طلا و هم چنین بازدهی ارز و بازدهی طلا همبستگی مثبت وجود دارد. در ارتباط با نتایج همبستگی پویا برآورد شده باید اشاره کرد که بیشتر از نمودار همبستگی‌های شرطی برآورد شده بین متغیرهای مورد نظر برای ارائه تفسیر از نتایج برآورد مدل DCC استفاده می‌شود. به همین منظور نمودار ۳ در ادامه ارائه می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

نمودار ۳. روند همبستگی شرطی پویا بین بازده سری‌ها

منبع: یافته‌های پژوهش

دلالت نتایج حاصل از همبستگی شرطی پویا بین بازده سری سرمایه‌گذاران در خصوص تخصیص به دارایی بین دارایی‌های مورد نظر را می‌توان به این صورت بیان کرد که وجود همبستگی بالا و مثبت میان طلا و ارز در عمل می‌تواند منافع حاصل از تنوع بخشی را تا حدی خنثی کند. هم چنین در رابطه با همبستگی میان بازده سهام و طلا، اگر چه ضریب همبستگی محاسبه شده بین این دو سری نیز مثبت و برابر با ۰,۰۵۷ است اما بسیار نوسانی بوده و در برخی دوره‌ها مثبت و در برخی دیگر از دوره‌ها منفی است.

از سوی دیگر با توجه به همبستگی شرطی منفی محاسبه شده بین قیمت نفت و طلا که معادل با (0.226-) است و البته به دلیل وجود همبستگی بسیار بالا در روند سری نرخ ارز و طلا، همبستگی شرطی بین قیمت نفت و ارز دارند نیز معادل (-0.118) به دست آمده است، می‌توان اثراتی از دوره تحریم را در حدود سال ۸۷ این گونه بیان کرد که با کاهش تقاضا برای نفت، نرخ ارز به دلیل کاهش ارز موجود افزایش می‌یابد که با افزایش نرخ ارز، قیمت طلا ابتدا کاهش پیدا کرد که این باعث کاهش همبستگی مثبت و حتی منفی شدن همبستگی بین قیمت طلا و ارز شد. اما

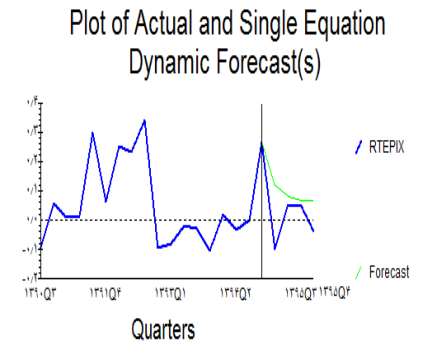
www.SID.ir

Archive of SID

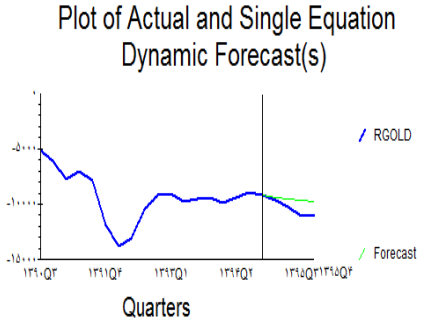
پس از مدتی بـه دلیـل افـزایش تقاضـا بـرای طـلا و در نتیجـه افـزایش قیمـت آن، همبستگی منفی قیمت طلا و ارز کاهش یافتـه و حتـی مثبـت شـده اسـت. بنـابراین مشاهده می‌شود که وجود بحران مالی می‌تواند همبستگی میان دارایی‌ها را تغییر دهد در همین دوره زمانی همبستگی شرطی مسکن و ارز نیـز رفتـاری مشـابه همبسـتگی شرطی طلا و ارز داشته است، لیکن پس از مثبت شدن همبستگی شـرطی مسـکن و ارز که با همبستگی بیشتری نسبت به طلا و ارز صورت گرفت، این روند مسـیر پـر نوسان‌تری را پیموده است، لذا می‌توان این گونه نتیجه گرفـت کـه بحـران مـالی بـر اقتصاد ایران موثر بوده است؛ گرچه با تأخیر اثرگذاشته است. در نمودار شماره چهار پیش‌بینی بازده هر یک از سری‌ها با افق چهار فصل نمایش داده شده است.

نمودار ٤. پیش‌بینی بازده سری‌ها

پیش‌بینی بازده بازار سهام



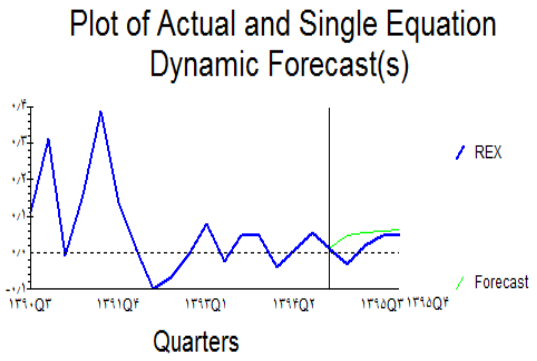
پیش‌بینی بازده بازار طلا



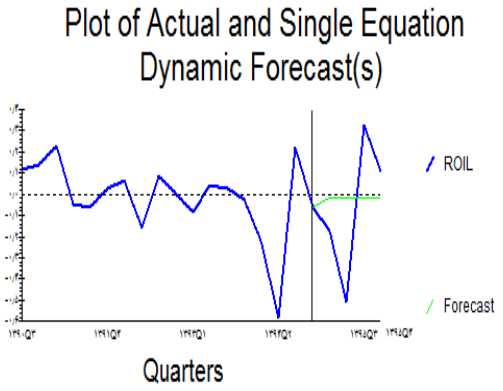
www.SID.ir

Archive of SID

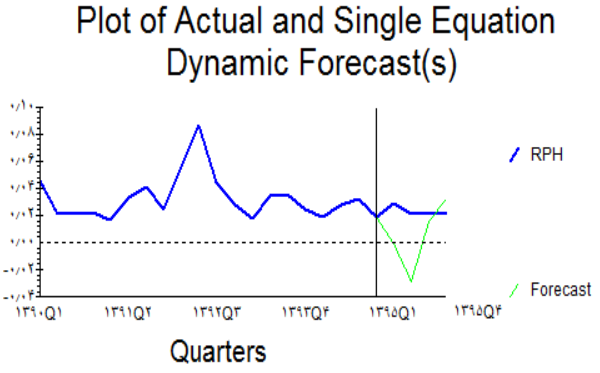
پیش‌بینی بازده بازار ارز



پیش‌بینی بازده بازار نفت



پیش بینی بازده بازار مسکن



منبع: یافته‌های پژوهش

www.SID.ir

Archive of SID

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این پژوهش ارتباط میان دارایی‌ها از جمله قیمت طلا، سهام، ارز، مسکن و همچنین قیمت نفت در بازه زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۵ به صورت فصلی مورد بررسی قرار گرفت. هدف مطالعه بررسی ساختار همبستگی داده‌های فصلی بازدهی سری‌های مورد نظر بود که برای دست‌یابی به آن نخست بررسی توصیفی از روند سری‌ها و سپس همبستگی شرطی بین بازدهی دارایی‌های یاد شده، به صورت ثابت و پویا برآورد گردید. نتایج مطالعه حاکی از وجود بیشترین همبستگی شرطی مثبت میان طلا و ارز و همچنین بیشترین همبستگی منفی میان نفت و طلا بوده است و از سوی دیگر بررسی روند همبستگی شرطی در طول زمان نشان داد که وجود بحران مالی می‌تواند باعث تغییر همبستگی شرطی میان بازده دارایی‌ها از جمله ارز، طلا، مسکن و سهام شود که البته این نوسان در همبستگی شرطی میان طلا و سهام بیش از سایر بازدهی‌ها بوده است. هم چنین با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به نفت تأثیر نوسانات قیمت نفت و چگونگی تغییر در همبستگی شرطی میان دارایی‌ها مشاهده گردید. لذا شایسته است سیاست‌گذاران نسبت به تأثیر تحولات اقتصاد جهانی در اقتصاد ایران را در تصمیمات خود مدنظر قرار دهند و سرمایه‌گذاران تنوع بخشیدن به دارایی‌های خود را با عنایت به ساختار همبستگی میان بازدهی دارایی‌ها لحاظ نمایند.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

ابراهیمی، محسن. شکری، نوشین (۱۳۹۰). «بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت سهام با تأکید بر نقش سیاست پولی». فصل‌نامه مدل‌سازی اقتصادی، دوره ۱، شماره ۵ : ۱۵-۲.

امیری، شادی. همایونی‌فر، مسعود. کریم‌زاده، مصطفی. فلاحی، محمدعلی (۱۳۹۴). «بررسی هم‌بستگی پویا بین دارایی‌های عمده در ایران با استفاده از روش DCC-GARCH»، فصل‌نامه‌ی علمی پژوهشی پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه‌ی پایدار)، دوره‌ی ۱۵، شماره ۲: ۱۸۳-۲۰۱.

پازوکی، نیما. حمیدیان، اکرم. محمدی، شاپور. محمودی، وحید (۱۳۹۲). «استفاده از تبدیل موجک جهت بررسی میزان همبستگی نرخ ارزهای مختلف، قیمت نفت، قیمت طلا و شاخص بورس اوراق بهادار تهران در مقیاس های زمانی مختلف»، فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری، دوره‌ی ۲، شماره ۷: ۱۳۱- ۴۸.

سزاوار، محمدرضا. مقدم، محمدرضا (۱۳۹۵). بررسی رابطه همبستگی شرطی بازارهای سرمایه بین‌المللی و بازار نفت با بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، بهار ۱۳۹۵، شماره ۴۸: ۱۹۵- ۲۱۴.

فتاحی، شهرام. عباس‌پور، سحر. نظیفی، مینو (۱۳۹۱). «بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران». اولین همایش اقتصادسنجی،روش‌ها و کاربردها، سنندج.

فلاحی، فیروز. حقیقت، جعفر. صنوبر، ناصر. جهانگیری، خلیل (۱۳۹۳). «بررسی هم‌بستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران با استفاده از مدلDCC-GARCH». فصل‌نامه‌ی پژوهش‌نامه‌ی اقتصادی، سال چهاردهم، شماره ۵۵: ۱۲۳-۱۴۷.

نوروزی، محمدصادق (۱۳۹۰). «نوسانات قیمت طلا و رابطه آن با بازار نفت»، ماهنامه اکتشاف و تولید، شماره ۸۳: ۳۰-۱۳.

Akar, C. (2011). *Dynamic Relationships between the Stock Exchange, Gold and Foreign Exchange Returns in Turkey*, *Middle Eastern Finance and Economics*, 12: pp 109-115.

Akgül, I., Bildirici, M., & Özdemir, S. (2015). *Evaluating the Nonlinear Linkage between Gold Prices and Stock Market Index Using Markov-Switching Bayesian VAR Models*, *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 210: pp 408-415.

Bauwens. L., Laurent, S. & V.K.R. Rombouts (2006), Multivariate Garch

www.SID.ir

Archive of SID

Models: Survey, Journal of Applied Econometrics: p 21

Bollerslev, T. (1990). Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. *The review of economics and statistics*: pp 498-505.

Christodoulakis, G. A., & Satchell, S. E. (2002). Correlated ARCH (CorrARCH): Modelling the time-varying conditional correlation between financial asset returns. *European Journal of Operational Research, 139*(2): pp 351-370.

Ciner, C., Gurdgiev, C., & Lucey, B. M. (2013). *Hedges and safe havens: An examination of stocks, bonds, gold, oil and exchange rates, International Review of Financial Analysis*, 29: pp 202-211.

Engle, R.F (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation, nEconometrica: p 50.

Engle, R. F., & Sheppard, K. (2001). *Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH* (No. w8554). *National Bureau of Economic Research***.**

Engle, R. F. (2002). Dynamic Conditional Correlation & a Simple Class of Multivariate GARCH Models. *Journal of Business Economics & Statis"* 20: pp 339-350.

Gokmenoglu, K. K., & Fazlollahi, N. (2015). *The Interactions among Gold, Oil, and Stock Market: Evidence from S&P500, Procedia Economics and Finance*, 25: pp 478-488.

Mandelbrot, B.B (1963), *The Variation of Certain Speculative Prices*, Journal of Business, XXXVI.

Öztek, M. F., & Öcal, N. (2017). Financial Crises and the Nature of Correlation between Commodity and Stock Markets. *International Review of Economics & Finance*.

Tse, Y. K., & Tsui, A. K. C. (2002). A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations. *Journal of Business & Economic Statistics*, *20*(3): pp 351-362.

Valdes, Rodrigo. (1997). "*Emerging Markets Contagion: Evidence and Theory*." Central Bank of Chile Working Paper # 7.

Wang, M. L., Wang, C. P., & Huang, T. Y. (2010)**.** *Relationships among oil price, gold price, exchange rate and international stock markets. International Research Journal of Finance and Economics*, 47: pp 80-89.

www.SID.ir